

# 日本における IT の経済的効果とパラドクス\*

原 田 勉

本稿の目的は、日本における企業レベルのパネルデータを用い、IT 投資の経済的効果について定量的に評価していくことにある。実証分析では、日本における IT パラドクスは IT 資本に関する限りいまだに解消されたとは言い難いことが発見された。その一方で、IT 労働力については、限界生産性はマイナスであるものの、労働生産性の成長にはプラスの影響を及ぼしていることが確認された。本稿では、この結果から得られるインプリケーションについても議論している。

## 1. はじめに

近年、情報技術(IT)の発展、普及にはめざましいものがあり、企業経営においても IT をいかに効率的かつ有効に活用するのかがきわめて重要な課題になっている。社内的なイントラネットの構築・データベースの共有はより効率的な業務遂行を可能にしており、インターネットの普及は、電子商取引やさまざまな新しいビジネスモデルの展開を生み出している。こうした IT の効果的・効率的な活用は、大企業のみならずベンチャー企業にとってもその市場でのパフォーマンスを左右するきわめて重要な課題になっているといっても過言ではない。

しかしながら、IT の生産性上昇につながったとする実証結果は、1990 年代初めに至るまで明確なかたちでは得られなかった。そこでは、情報化投資(以下、IT 投資)はむしろ経済成長にマイナスであるかあるいはせいぜいのところごくわずかな成長しかもたらさないということが明らかにされてきた。これらの結果は、IT の生産性パラドクス(以下、IT パラドクス)と呼ばれ、長く議論の対象となってきたのである(Loveman(1988); Berndt, Morrison and Rosenblum(1992); Morrison and Berndt(1991))。

このような議論に対し、1990 年代前半の米国データを扱った実証研究では IT 投資の経済的

効果が確認され、IT パラドクスが解消したとする結果が報告されている(Brynjolfsson and Hitt(1995, 1996); Lichtenberg(1995))。こうした見解は 1990 年代後半の米国を対象とした実証研究でも支持されており(Oliner and Sichel(2000); Jorgenson and Stiroh(2000))、いまや米国では IT パラドクスは解消したという合意が学者や実務家の間では得られているように思われる。

ただし、この IT パラドクスの解消は、あくまでも米国経済を対象にしたものであり、それが日本で成り立つのかどうかについては現段階では合意が得られているわけではない。そもそも日本における IT 投資の経済的効果に関する実証分析は数少なく、IT の重要性を指摘する議論の多くは、米国の先行事例や日本企業の特定の事例に依拠したものであるにすぎない。もちろん、このような事例研究は重要であるが、その一方で日本企業の全体的な傾向を示す定量的な分析が必要である。

本稿の目的は、日本における企業レベルのパネルデータを用い、IT 投資の経済的効果について定量的に評価していくことにある。後述するように、過去の日本経済を対象にした IT の経済的効果に関する定量的研究は、マクロデータに依拠したものであるか、あるいは標本抽出にやや偏りが見られる企業データを使用したものである。いずれの場合も日本における IT の

経済的効果のスタイライズド・ファクトを確立しているとは言い難いのが実情である。それに対して、本稿では標本抽出において偏りが少なく、先行研究と比較してより体系的な企業レベルのパネルデータを用いた実証分析を実施していく。ここでは、企業レベルでの生産関数及び成長会計の推計を試み、それによってIT投資の経済的効果が統計的に有意なものであるかどうかについて明らかにすることに主眼をおいている。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、ITパラドクスに関する過去の実証研究を簡単にレビューし、ITパラドクスとはどのような現象を指し、どのような場合にそれが解消されたと判断されてきたのかについて特定する。第3節では、本稿で用いる実証モデル、実証に使用するデータ及びその構築方法について記述する。第4節では実証結果及びその解釈を報告する。

## 2. 関連研究のレビュー

ITパラドクスとは日常生活で実感されるコンピュータの普及やその恩恵がマクロの生産性統計上に反映されていない現象を指す<sup>1)</sup>。このようなITに関する悲観的な実証結果は、主に1980年代の米国経済を対象にしたものである。これらの研究の嚆矢となったのは、Loveman(1988)による実証分析だ。Lovemanは、フォーチュン500社のうち約20社の製造企業から抽出した約60の事業体を対象とした実証を行った。そこでは、労働、非IT資本、IT資本からなるコブ・ダグラス型生産関数をもとにしたモデルの推計が行われており、IT資本係数の推定値はきわめて低く、場合によってはマイナスの値をとることが報告されている。

Berndt, Morrison and Rosenblum(1992)では、1968年から1986年までの期間を対象として、コンピュータ、コミュニケーション関連設備、科学機器、コピー機からなるハイテク資本ストックと総資本ストックとの比率を各産業(産業標準分類の2桁レベルで製造業に属するもの)ごとに推計した。そして、全体的にこの比率の上昇は、労働生産性の向上とは負の相関

関係があるということが発見されている。Morrison and Berndt(1991)も同様のデータを用いて、1986年時点では、ITを含むハイテク資本の限界生産性はその限界費用を下回っており、過剰投資が生じたことになると結論づけている。

このように、1980年代から1990年代初めにかけての米国においては、ITに代表されるハイテク資本投資は生産性の上昇にはあまり積極的に貢献しておらず、むしろ過剰投資によるマイナスの効果が見られるという実証結果が得られたのである。

その後、1990年代に入り、米国経済は成長局面に転じ、その際、IT投資が決定的に重要な役割を果たしたという議論が盛んになった。それを実証したものとして、Brynjolfsson and Hitt(1996)をあげることができる。この実証分析では、1987年から1991年にかけての367社の米国企業による情報化投資データを使用し、企業レベルでの生産関数の推計が行われている。その結果によると、情報化投資は企業のアウトプットに統計的に有意な影響を与えており、コンピュータ資本の限界生産性は81%にもものぼることが明らかにされている。その限界生産性は、少なくとも他の資本の限界生産性と同じくらいかそれを上回っており、IT関連業務に従事する従業員(IS従業員)とそれ以外の従業員(非IS従業員)を比較した場合にも、IS従業員の生産性は非IS従業員よりも高いことが発見されている。この結果をもってBrynjolfsson and HittはITパラドクスは1991年までには解消したと結論づけている。

この実証研究は、主に生産関数を推計することにより得られる限界生産性の推定値をもとにITパラドクスの有無が検討されている。Lichtenberg(1995)では同じデータを用いた追試を試み、この点をさらに厳密に追求している。具体的には、IT資本の限界生産性が資本のそれよりも超過しているかどうかを統計的に検定し、超過リターンの存在を確認することでITパラドクスの解消と結論づけている。

一方、1990年代後半の米国経済のマクロデータを成長会計のアプローチによって検討したも

のとして, Oliner and Sichel(2000), Jorgenson and Stiroh(2000)を指摘することができる。1996年～1999年における労働生産性成長率に対するIT資本深化の貢献度は, Oliner and Sichel(2000)で0.96%, アウトプット成長率へのIT資本の寄与は, Jorgenson and Stiroh(2000)で0.80%となっている<sup>2)</sup>。いずれの場合も, IT資本のプラスの貢献が限定的ではあるけれども確認されている。ただし, Kiley(1999)では, 1985年～1998年の期間を対象にした成長会計を試みており, アウトプット成長率へのコンピュータ・ハードウェアの貢献度は-0.27%になっている。この研究では, コンピュータ投資に伴う調整コストを考慮に入れた新たな成長会計モデルに依拠しているため異なった結果になっている。しかし, 少なくとも伝統的な成長会計フレームワークにもとづく限り, IT資本の労働生産性, アウトプット成長率への寄与は限定的だけれどもポジティブな影響が確認できるのである。

同様に, 伊藤(2001), Miyagawa *et. al*(2002), 元橋(2002)でも, 生産要素の測定方法等に相違はあるものの, 同じく成長会計の手法によって日本におけるIT資本の寄与度が部分的に確認されている。伊藤(2001)では, アウトプット成長率へのIT資本の寄与は80年代前半が0.5%と最も大きく, 90年代に入ってから0.2%へと鈍化したことが報告されている。Miyagawa *et. al*(2002)でも傾向としては類似しており, IT資本深化の労働生産性向上への影響は, 1980年代前半, 後半が各々0.9%, 1.0%と大きく, 1990年代は前半, 後半ともに0.3%に下がっている<sup>3)</sup>。一方, 元橋(2002)ではアウトプット成長率へのIT資本の寄与度は, 1980年代前半, 後半で各々, 0.3%, 0.4%, 1990年代前半, 後半で各々, 0.2%, 0.5%となっており, 1990年代前半には一時落ち込んでいるものの, 1990年代後半にはピークになっていることが報告されている。

これらの日本を対象とした先行研究では, ①IT資本の寄与は米国と比較して1990年代に入り落ち込んでいるが, ②寄与度自体はプラスで

あり, その一方で, ③寄与度の大きさは1990年代後半では米国の約半分からそれ以下の水準でしかない, という点で共通している。したがって, 1990年代後半の日本におけるIT投資の経済的効果は米国よりも劣っているけれども, IT資本の寄与がプラスで確認されているため, ITパラドクスは解消されていると結論づけることもできるだろう。

以上のことから, 過去の実証研究では, ITパラドクスの検討に際して, ①生産関数の限界生産性の推計に依拠した超過リターンの統計的検定, ②成長会計によるIT資本貢献度の算出, という2つのアプローチが取られていることが確認できる。本稿では, この両者のアプローチを採用しITパラドクスの有無について確認していくことにしたい。特に, 後者については成長会計モデルの回帰分析を試みることによって, IT資本の貢献度が統計的に有意なのか否かについて検討していくことにする。

### 3. 基本モデル

本節では, 日本におけるITパラドクスの有無について実証するための, 基本モデルとその推定方法, 実証に使用するデータ及びその構築方法について詳述する。

#### 3.1 基本モデル

##### 3.1.1 コブ・ダグラス型生産関数

本稿では, ITパラドクスに関する過去の実証研究との比較可能性を確保するため, まず, 生産関数アプローチによるITの経済的効果を評価していくことにする。ここでは, 次のコブ・ダグラス型生産関数を定義する。

$$Y_{i,t} = A \exp\left(\sum_j \delta_j J_j + \gamma T\right) K_{i,t}^{\alpha} C_{i,t}^{\beta} L_{0i,t}^{\gamma} L_{1i,t}^{\delta} e^{\varepsilon_{i,t}} \quad (1)$$

ここで,  $A$ ,  $Y_{i,t}$ ,  $K_{i,t}$ ,  $C_{i,t}$ ,  $L_{0i,t}$ ,  $L_{1i,t}$ は各々, スケール・ファクター, 企業*i*の*t*時点における付加価値, 資本, IT資本, 労働力, IT労働力であり,  $J_j$ ,  $\varepsilon_{i,t}$ は各々, 企業*i*の属する

業種を示す業種ダミー変数, 測定誤差を表す誤差項である.  $T$  はトレンド変数であり, その係数  $\gamma$  は技術進歩率を示している.

両辺を対数変換すると,

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t} = & \ln A + \sum_j \delta_j J_j + \gamma T \\ & + \beta_1 \ln K_{i,t} + \beta_2 \ln C_{i,t} + \beta_3 \ln L_{0,i,t} \\ & + \beta_4 \ln L_{1,i,t} + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

が得られる. この線形化した生産関数を回帰分析することで各説明変数に対する係数, すなわち弾力性を推計することができる. 特に, IT 資本, IT 労働力に関する弾力性を推計することがここでの目的となる.

### 3.1.2 成長会計モデル

次に, 成長会計による IT 投資の労働生産性向上への貢献度を測定するための成長会計モデルについて説明する. (2) について, 時間に関し微分すると,

$$\begin{aligned} \dot{Y}_{i,t} = & \dot{A} + \beta_1 \dot{K}_{i,t} + \beta_2 \dot{C}_{i,t} + \beta_3 \dot{L}_{0,i,t} \\ & + \beta_4 \dot{L}_{1,i,t} + \dot{\varepsilon}_{i,t}, \end{aligned}$$

が得られる. ここに,  $\dot{\varepsilon} \equiv \partial \varepsilon / \partial t$ ,  $\dot{Y} \equiv \dot{Y} / Y$  であり, 他の変数についても同様である. この生産関数の一次同次性を仮定すると, この式は次のように変換することができる.

$$\begin{aligned} \dot{Y}_{i,t} - \dot{L}_{0,i,t} = & \dot{A} + \beta_1 (\dot{K}_{i,t} - \dot{L}_{0,i,t}) \\ & + \beta_2 (\dot{C}_{i,t} - \dot{L}_{0,i,t}) + \beta_4 (\dot{L}_{1,i,t} - \dot{L}_{0,i,t}) \\ & + \dot{\varepsilon}_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

この式の左辺は労働生産性の成長率であり, それが右辺の全要素生産性, 労働者一人当たりの資本, IT 資本, IT 労働力の成長率に分解されている. この成長会計アプローチでは, 各生産要素の各成長率が計算され, それに対応する係数値を乗じることで労働生産性への貢献度が測定される.

この係数値は, 通常, 各生産要素への分配率

が用いられることが多い. そのため, 各生産要素の労働生産性への貢献度は, 統計的に検定されているわけではない. 確かに, 生産関数の一次同次性や要素市場の完全競争の仮定が成り立つのであれば, この手続きに問題はないが, 現実的には, 各係数値が要素シェアと一致しているという保証はない.

また, (2) と (3) を個別に推計した場合, 各係数値が両者で一致する保証もない. というのも, 現実の生産関数がコブ・ダグラス型生産関数に一致しているとは限らないからである. そこで本稿では, (2) と (3) を個別に推計し, IT パラドクスの有無について検討していくことにする.

### 3.2 推定方法

本稿では, 企業レベルのパネルデータを取り扱っているため, 上記の回帰式を推計するためには, 企業固有の効果をコントロールする必要がある. このような企業固有の影響については主として2つのアプローチが可能である. 1つが固定効果モデル(fixed effect model)と呼ばれるものであり, もう1つが変量効果モデル(random effect model)である. いずれのモデルが妥当なのかは, ハウスマン検定により判断されることになる.

以下では, 上記モデル, (2), (3) に対してこれらの推計方法を適用することで IT の経済的効果について明らかにすることにしたい. ただし, 上記の回帰式, なかでも (2) については, 誤差項の系列相関の可能性が指摘できるため, 固定効果モデル, 変量効果モデルに誤差項が iid ではなく AR1 にしたがつているという仮定のもとでの推計も併せて試みることにしたい.

### 3.3 データ

#### 3.3.1 データ構成

本稿では, われわれが指定統計の目的外利用申請を行い, 許可のうえ提供を受けた経済産業省「情報処理実態調査」のデータを用いて IT 投資の経済的効果について検討する. この情報処理実態調査は, 毎年, 日本企業における情報処理の実態を把握するために 1969 年から実施



されているものである。日本で実施されている同種の調査のなかでは、この情報処理実態調査は最も大規模かつ体系的なものといえることができるだろう。

この調査のなかで本稿が活用するのは、1996年～1999年における製造業、非製造業に属する296社を対象としたアンバランス・パネルデータである<sup>4)</sup>。この調査では、毎年、約3500社程度の企業からデータが収集されているが、本稿では、①時系列データとしてできるだけ長い期間入手可能であること、②財務データが入手可能な上場企業であること、という制約から296社に絞ることになった。そのため、標本抽出に偏りがある可能性は否定しきれない。

しかしながら、この情報処理実態調査では無作為に抽出された企業を調査対象としており、なおかつそこで識別された上場企業で時系列的にフォローできるものはすべてデータセットに含まれている。そのため、標本抽出における偏りはある程度までは回避されているものと思われる。もちろん、上場企業が対象となっているため、非上場企業と比較してIT投資の水準が高めになっている可能性は否定できない。したがって、本稿で使用するデータセットは非上場企業を含めた日本企業全体を代表するものではないかもしれないが、少なくとも上場企業の平均的な姿を反映しているものと考えられる。

以下では、IT投資に関する変数についてはこの情報処理実態調査、その他の変数は主として日本政策投資銀行の2000年版企業財務データバンクCD-ROMをデータソースとして活用した。次に、本稿で使用する各変数の具体的な構築方法について記述しよう。

### 3.3.2 各変数の構築

まず、従属変数となる付加価値の算出については、日銀法に依拠した。具体的には、経常利益・人件費・賃借料・金融費用・減価償却費・租税公課を加算することで付加価値額を算出した。付加価値額の実質化に際しては、経済企画庁『国民経済計算年報』から95年基準のGDPデフレーターを用いた。

資本については、Brynjolfsson and Hitt (1995)や松平(1998)の先行研究では、企業の有形固定資産が用いられている。その実質化に関しては、減価償却累計額から当期減価償却費を除いた数値で資本の平均経過年数を求め、その時点に遡ったデフレーターが使用されている。これは各企業が定額法で減価償却を行っていることを仮定したものであるが、それはいわば簡便法であり、厳密には経済学的な意味での資本の平均経過年数とは言えない。そこで、本稿では、紺屋・若杉(1980)、得津・萩原(1992)にしたがい、資本の平均経過年数を次のように算出した。

$$TA_t = \frac{\ln\{Knn_t / (Knn_t + CDep)\}}{\ln\{1 - Dep_t / (Knn_t + CDep)\}}$$

ここに  $Knn_t$  は  $t$  時点における有形固定資産額、 $CDep$  は減価償却累計額、 $Dep_t$  は  $t$  時点での減価償却額である。したがって、 $t - TA_t$  時点におけるデフレーターを用いて有形固定資産を実質化すれば純資本ストック、 $S_t$  が算出されることになる。本稿では、有形固定資産額から土地、建設仮勘定を控除したものを  $Knn_t$  に用いた。これは、土地、建設仮勘定が直接生産に関係をもたないものと考えられるからである。また、デフレーターとしては、上記の『国民経済計算年報』における民間設備デフレーター(95年基準)を使用した。

このようにして算出した資本は、正確には資本ストックに該当するが、生産関数における要素投入量は、厳密にはストックではなくそこから発生するフローである。そこで、Jorgenson and Stiroh(2000)にしたがい、 $t$  時点の資本サービス投入量、 $K_t$  を次式により算出した。

$$K_t = \frac{S_t + S_{t-1}}{2}$$

ITについては、情報処理実態調査のなかの情報処理関連諸経費に記載されているデータを用いた。ただし、このデータは、各企業が保有

するコンピュータの資産額を示すものではなく、各年度におけるIT関連予算である。Brynjolfsson and Hitt(1995)やLichtenberg(1995)は、企業が保有するコンピュータの総資産額を実質化することでIT資本を算出しているが、ここではその手法を踏襲することはできない。しかし、その一方で、保有するコンピュータの総資産のみでは、IT資本のサービス投入量を正確に測定することができないのもまた事実である。たとえば、Lichtenberg(1995)は、InformationweekとComputerworldという米国の雑誌が各々、独自に調査した米国企業のコンピュータ資産額とIT予算額を比較している。これらの調査で同時に調査対象となっている企業のコンピュータ資産額とIT予算額を相互に比較したところ、前者の相関は55%程度とあまり高いものではない一方、IT予算額では85%~94%と非常に高い相関関係が存在することが報告されている。したがって、データの信頼性の点で疑問の余地があるコンピュータ資産額ではなく、IT予算額に依拠したIT資本サービス投入量を構築した方がより正確な実態把握が可能になるものと推測される。具体的には、このIT資本サービス投入量は、IT予算額をIT資本のレンタル価格で実質化することで算出することができる。このレンタル価格は次のように定式化することができる<sup>5)</sup>。

$$p_t = r_t q_{t-1} + \mu q_t - (q_t - q_{t-1}). \quad (4)$$

ここで $p_t$ はIT資本のレンタル価格、 $r_t$ は $t$ 時点での利子率、 $\mu$ は償却率、 $q_t$ は $t$ 時点でのIT資本価格である<sup>6)</sup>。

このIT資本サービスが $s$ 種類の異なった資本サービスから構成されるとすると、各サービス投入量は、

$$C_{h,t} = B_{h,t}/P_{h,t} \quad (h = 1, \dots, s), \quad (5)$$

と表される。ここで、 $C_{h,t}$ は $h$ タイプのIT資本の $t$ 時点でのサービス投入量、 $B_{h,t}$ は $t$ 時点で $h$ タイプのIT資本に支出された額、 $P_{h,t}$ は

$t$ 時点、 $h$ タイプのIT資本のレンタル価格である。

情報処理実態調査では、IT予算として、ハードウェア関連予算、ソフトウェア関連予算、通信関連費用などがある。このなかでハードウェア関連予算については、日本銀行『卸売物価指数』の電子計算機本体・同付属装置の価格指数、ソフトウェア関連予算、通信関連費用については各々、『企業向けサービス価格指数』のソフトウェア開発、データ伝送の価格指数を用いた。これらの価格指数はいずれも95年基準である。これらを用いて、(4)のレンタル価格を計算し、(5)から各IT資本のサービス投入量を求めた。なお、ハードウェア関連予算では、レンタル/リース分が含まれているが、先行研究との整合性のため、自己所有分の予算にのみ限定し、レンタル/リース分は除外した。このようにしてハードウェア、ソフトウェア、通信、という3種類のIT資本サービス投入量を算出した。

さらに、これらのサービス量を集計したIT資本サービス投入量も併せて算出した。具体的には、

$$C_t = \sum_{h=1}^s S_{h,t} C_{h,t}, \quad (6)$$

によって集計化した。ここに、 $S_{h,t}$ は $h$ タイプの要素シェアである。

なお、資本サービス投入量を算出する際に利用した資本ストックは、ここで述べたIT資本をも含んでいるため、そこからIT資本分を控除しなければ二重計算となる。しかし、本稿で用いるIT資本とはストックではなくサービス投入量になっているため、単純にこれを差し引くことはできない。財務諸表に有形固定資産として計上されるIT資本分は、自己保有のハードウェアに限定されるため、ハードウェア関連予算の減価償却費を6倍した値を差し引くことにした。これは、使用するデータ対象期間におけるパソコン等の電子計算機の法定耐用年数が6年であることを考慮したものである<sup>7)</sup>。

IT労働力は、情報処理実態調査から得られる情報システム部門等に所属する情報処理要員(データ入力者、オペレーター、プログラマー、

表 1. 平均値・標準偏差(1997年～1999年)

変数	全産業	製造業	非製造業
付加価値(Y)	70235.4 (206019)	57688.1 (144049)	125885.0 (343012)
資本(K)	91616.9 (585046)	49580.6 (126289)	253018.0 (1159920)
労働力(L <sub>0</sub> )	4001.5 (8017)	4231.9 (9316)	4197.5 (6386)
IT 労働力(L <sub>1</sub> )	88.1 (192)	76.9 (184)	65.4 (139)
IT 資本(C)	3297.4 (9075)	2168.5 (7442)	5139.3 (11000)
ハードウェア	3329.0 (10095)	2252.5 (10122)	2705.6 (6955)
ソフトウェア	3094.9 (9698)	2003.9 (6062)	4622.2 (15151)
通信	794.9 (2653)	617.8 (2858)	789.8 (2337)

注) 表における数値は平均値, 括弧内の数値は標準偏差を示す。  
労働力, IT 労働力の単位は人数である。  
その他の変数は, すべて 1995 年を基準に実質化したものであり, 単位は 100 万円である。

SE, ネットワーク管理者等)の数である。ここでは、専従者と外部からの派遣要員の合計人数を用いた。労働力については、企業の総従業員数から、上記の情報処理要員のうち専従者数を差し引いた人数を使用した。

その他の説明変数として、時間と業種別影響をコントロールするため、各々トレンド変数、業種ダミー変数を用いた。トレンド変数は、1996 年を 1 としている。

業種ダミー変数は、日本標準産業分類に準拠するものであり、具体的には、食料品製造業・

飲料飼料製造業、繊維工業・衣服・その他の繊維製品製造業、パルプ・紙・紙加工品製造業、化学工業、窯業・ガラス・土石製品製造業、鉄鋼業、非鉄金属・金属製品製造業、一般機械器具製造業、電気機械器具製造業、輸送用機械器具製造業、精密機械器具製造業、その他の製造業、建設業、新聞・出版・印刷・同関連産業、電気・ガス・熱供給・水道業、運輸・倉庫業、放送・通信業、卸売・商社業、小売業、情報サービス・調査業・広告業、その他の非製造業である。この産業分類は、情報処理実態調査で活用されているものである。

なお、本稿で使用する各変数の平均値、標準偏差は表 1 に示されている。また、1997 年～1999 年の付加価値、各生産要素の分布については図 1～図 3 に図示されている。これらの図からは、付加価値の増加にしたがって資本、労働力は増加傾向を示しているが、IT 労働力、IT 資本に関しては増加の傾きがやや緩やかになっていることが分かる。また、IT 労働力、IT 資本の変動は、各々、労働、資本よりも大きいという印象を受ける。つまり、IT 労働力、IT 資本は他の生産要素ほどには安定的な増加傾向を示していないことが読み取れるのである。

#### 4. 分析

本節では、上記データを用いた実証分析結果について報告する。ここでの従属変数は、各企業の付加価値であり、説明変数は、スケール・

ファクター(定数項)、資本、ハードウェア、ソフトウェア、通信、労働力、IT 労働力、トレンド変数、業種ダミー変数である。言うまでもなく、ここでは資本、各 IT 資本はすべてサービス投入量を用いている。ただし、固定効果モデルでは、スケール・ファクター、

図 1. 付加価値と生産要素の分布(1997年)

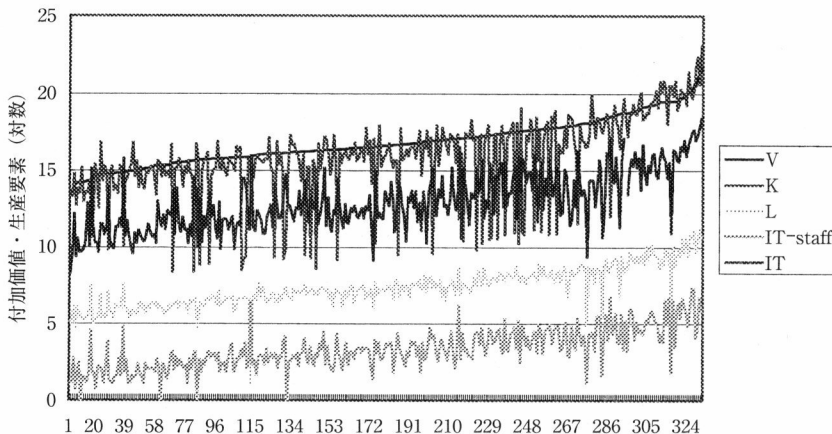


図2. 付加価値と生産要素(1998年)

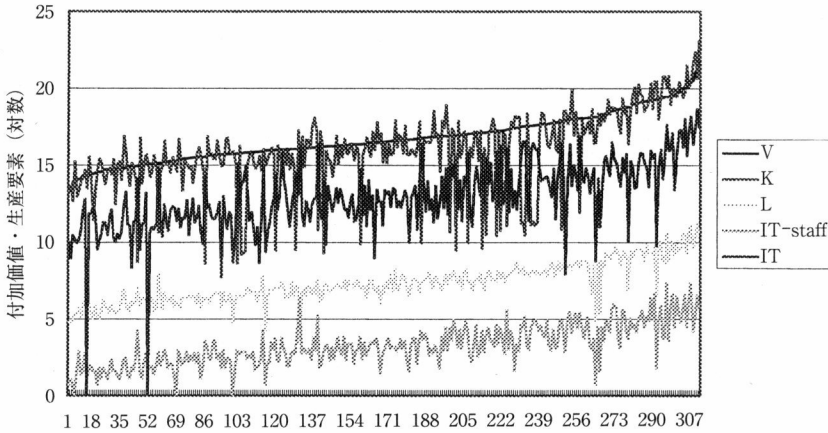
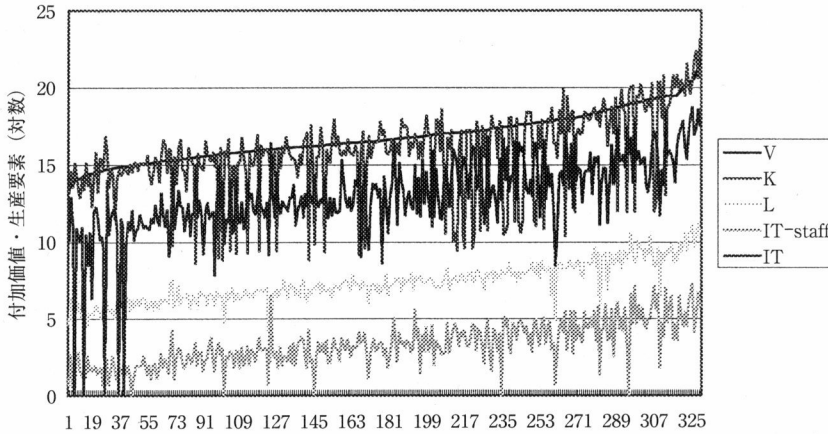


図3. 付加価値と生産要素(1999年)



業種ダミーは消去されるために説明変数には加えられないことになる。

以下では、(2)の生産関数の推計結果を報告し、次に、(3)の成長会計モデルの推計結果を述べる。その後、推定結果の解釈を行うことにしよう。

4.1 推定結果

4.1.1 コブ・ダグラス型生産関数の推計

表2は(2)のコブ・ダグラス型生産関数に関するパネル(AR1)推計結果である。ハウスマン検定の結果、すべての固定効果モデルは棄却され、変量効果モデルが採用された。

ここで推計されたモデルは、決定係数が30%程度になっており、それなりの説明力をもっているものと考えられる。カイ二乗値も高い値を

無についても検討したところ、IT資本については超過リターンは確認されず、IT労働力に関しては負のリターン、すなわち労働力に超過リターンが確認されるという結果になった<sup>8)</sup>。

表3は、誤差項がiidにしたがっているという仮定のもとでパネル推計した結果である。ここでも表2とほぼ同様の結果が得られていることが分かる。超過リターンについても同様の結果が得られた。このことから、ITパラドクスについては、生産関数の弾性値という点においてははまだ解消されていないということがここから結論づけることができるだろう。

4.1.2 成長会計モデルの推計

次に、成長会計にもとづくIT労働力、IT資本の労働生産性向上への貢献度について検討す

取っていることが分かる。資本、労働力、IT労働力、各IT資本を含めた生産要素弾性性の合計値はすべて0.8程度であり、生産関数が収穫逨減を示しているものと解釈できる。実際、すべてのモデルでこの合計値が0、または1に等しいとする帰無仮説は棄却された。

この結果によると、資本、労働力についてはすべてプラスで有意になっているが、IT労働力はすべてマイナスで有意な結果になっている。IT資本に関しては、有意な影響は見られない。われわれは、IT資本、IT労働力の超過リターンの有

表2. コブ・ダグラス型生産関数のパネル推計結果(AR1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
資本(K)	0.598*** (0.071)	0.597*** (0.071)	0.596*** (0.071)	0.496*** (0.075)	0.599*** (0.071)
労働力(L <sub>0</sub> )	0.517*** (0.164)	0.539*** (0.166)	0.527*** (0.165)	0.591*** (0.187)	0.533*** (0.166)
IT労働力(L <sub>1</sub> )	-0.358*** (0.139)	-0.319** (0.137)	-0.331** (0.137)	-0.454*** (0.151)	-0.345** (0.140)
(IT資本)					
ハードウェア	0.028 (0.037)				0.037 (0.040)
ソフトウェア		-0.014 (0.027)			-0.020 (0.029)
通信			-0.001 (0.032)		-0.004 (0.034)
IT資本(C)				0.115 (0.114)	
係数合計値	0.785	0.801	0.790	0.747	0.800
ハウスマン検定	9.43	9.57	9.46	9.22	9.63
P値	0.093	0.088	0.092	0.101	0.211
Fixed or Random	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
R <sup>2</sup>	0.309	0.309	0.309	0.296	0.310
χ <sup>2</sup>	327.03	326.91	326.1	304.68	327.94
Baltagi-Wu LBI	2.737	2.737	2.737	2.734	2.737

注) 従属変数は対数表示の付加価値, トレンド変数については報告を省略している。  
括弧内は標準誤差を示す。固定効果/変量効果モデルの選択は、5%基準にて選択。  
p値に関しては、すべて両側検定にもとづいて算出している。  
\* p<0.1 \*\* p<0.05 \*\*\* p<0.01 N=1032.

ることしよう。通常、このような貢献度は要素シェアに生産要素の成長率を掛け合わせることで求められる。この手続きが正当化されるのは、生産関数が一次同次であり、なおかつ要素市場において完全競争が成り立つ場合である。もちろん、そのような条件が満たされていないとしても、一次的な近似としてこの成長会計は意味があると考えられる。しかし、それ以外のアプローチによって各生産要素の貢献度を評価することも重要である。ここでは、上述のように、要素シェアに該当する数値を回帰分析によって推計する。それによって、各生産要素の成長率が労働生産性の成長率にどの程度貢献しているのかを事後的に評価することが可能になる。表4はその回帰分析の結果である<sup>9)</sup>。

表4によれば、通信サービス投入量の成長率についてはプラスの効果が見られるが、それ以外のIT資本サービスについては集計値も含めて有意な影響は認められないことが分かる。一方、IT労働力に関しては、コブ・ダグラス型生

産関数ではマイナスで有意な弾性値を取っていたのに対し、ここではプラスで有意な貢献度が見られることが読み取れる。

したがって、成長会計によるIT資本の貢献度の算出において、そもそも前提となる要素シェアの妥当性自体がここでは問われることになる。労働生産性の成長率をデータによって説明する場合、IT労働力についてはプラスの影響が見られるものの、IT資本はほとんど説明力を持たない結果になったのである。したがって、ここでも、ITパラドクスが解消されたと結論づけることはできないのである。

## 4.2 推定結果の解釈

### 4.2.1 ITパラドクスの存在

上記の分析結果から、日本における先行研究とは異なり、日本企業においてITパラドクスが完全に解消されたとは言い難いといえることができる。ここではなぜITパラドクスがいまだに日本では解消されていないのかについて、さらに検討していくことにする。

第1に、先行研究では、生産関数の実証分析に関する限り、IT労働力とIT資本を明確に区別してその影響を同時に推計したものは、われわれの知る限り存在していない<sup>10)</sup>。先行研究では、IT労働力を人件費で計上してIT資本額に加算して使用されている。しかし、労働力と資本は元来、異質な生産要素であり、これらを合算するのではなく、別々にその影響を測定することが必要である。このような措置がなされた場合にも、先行研究のデータベースにおいて、依然としてITの経済的効果が顕著に見られるのか否かについては興味のあるところである。

表 3. コブ・ダグラス型生産関数のパネル推計結果(iid)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
資本(K)	0.606*** (0.073)	0.605*** (0.073)	0.605*** (0.074)	0.500*** (0.079)	0.608*** (0.074)
労働力(L <sub>0</sub> )	0.519*** (0.169)	0.539*** (0.170)	0.528*** (0.169)	0.593*** (0.193)	0.534*** (0.171)
IT 労働力(L <sub>i</sub> )	-0.370*** (0.142)	-0.333** (0.139)	-0.344** (0.140)	-0.462*** (0.153)	-0.358** (0.143)
(IT 資本)					
ハードウェア	0.028 (0.038)				0.036 (0.040)
ソフトウェア		-0.013 (0.027)			-0.019 (0.029)
通信			-5.21E-05 (0.032)		-0.003 (0.035)
IT 資本(C)				0.115 (0.116)	
係数合計値	0.783	0.799	0.788	0.746	0.797
ハウスマン検定	4.5	4.97	4.54	5.28	5.17
P 値	0.480	0.419	0.474	0.3825	0.6396
Fixed or Random	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
R <sup>2</sup>	0.309	0.309	0.309	0.296	0.310
χ <sup>2</sup>	309.49	309.24	308.57	283.72	309.58

注) 従属変数は対数表示の付加価値。トレンド変数については報告を省略している。  
括弧内は標準誤差を示す。固定効果/変量効果モデルの選択は、5% 基準にて選択。  
p 値に関しては、すべて両側検定にもとづいて算出している。  
\* p<0.1 \*\* p<0.05 \*\*\* p<0.01 N=1032.

表 4. 成長会計モデルのパネル推計結果

	(1)	(2)
資本成長率	0.045*** (0.016)	0.527*** (0.050)
IT 労働力成長率	0.111*** (0.022)	0.061*** (0.022)
(IT 資本)		
ハードウェア成長率	-0.014 (0.013)	
ソフトウェア成長率	0.014 (0.011)	
通信成長率	0.060*** (0.016)	
IT 資本成長率		0.015 (0.014)
ハウスマン検定	2.69	5.17
P 値	0.748	0.6396
Fixed or Random	変量効果	変量効果
R <sup>2</sup>	0.079	0.310
χ <sup>2</sup>	58.63	309.58

注) 括弧内は標準誤差を示す。固定効果/変量効果モデルの選択は、5% 基準にて選択。  
p 値に関しては、すべて両側検定にもとづいて算出している。  
\* p<0.1 \*\* p<0.05 \*\*\* p<0.01  
N=688.

第 2 に、先行研究では成長会計における IT 資本の貢献度は、生産要素シェアをベースに計算されている。それによると、日本の IT 資本または IT 資本深化によるアウトプット成長率、労働生産性向上への貢献度は、米国には劣るもののあたる程度までは確認されている。しかし、そもそも要素シェアの数値自体が妥当なのかどうかについても検討されなければならない。要素シェアは定義上必ずプラスの値を取り、しかも IT 投資が伸びている状況下では、労働生産性への貢献度はある程度までは認められることになる。しかし、上記の結果では、要素シェア

を係数値として使用するという仮定を取り外し、データによって係数値を評価すればここでは何ら影響を及ぼしていないことが明らかになったのである。

もちろん、ここでは、先行研究のようなマクロの集計値をデータとして使用しているのではなく、企業レベルのデータを用いているため、単純な比較はできない。しかし、可能性として指摘できるのは、マクロレベルのデータで、IT 資本深化の成長率が労働生産性向上にどの程度の影響を与えているのかについて回帰分析した場合、要素シェアとは異なった結果が得られる可能性があるということである。こうした回帰分析は先行研究では試みられていないように思われる。その理由としては、IT パラドクスが解消されたとするのが 1990 年代に入ってからであるため、マクロデータに依拠する限り、十分なサンプル数が得られない点を指摘することができよう。

その点、本稿では企業レベルのパネルデータを使用しているため、1990 年代後半において十



分なサンプル数を確保することができている。同様の推計が米国企業においても試みられることが望まれる。

いずれにしても、ミクロレベルでの回帰分析結果とマクロレベルの成長会計の結果において、共に IT 労働力、IT 資本のプラスの影響が確認されたとき、初めて IT パラドクスが解消されたと主張することができるのではないだろうか。その意味では、いまだ日本において IT パラドクスが解消されたと断定できる段階ではないと言えるだろう。

#### 4.2.2 IT 労働力の影響

一方、上記の推定結果から、IT 労働力については対照的な結果が得られた。生産関数の弾性値としてはマイナス、成長会計ではプラスの影響が見られたのである。言うまでもなく、コブ・ダグラス型生産関数が一次同次であれば両者の値は一致することになる。しかし、一次同次が成り立たない場合には理論的にも一致しないことになる。上記のコブ・ダグラス型生産関数の推計結果においては、すべて一次同次性が成立していなかったため、生産関数の推計結果と成長会計モデルの推計結果が異なっていることは整合的であると考えられる。

しかし、ここではそのような理論的な整合性自体を議論することよりも、この対照的な結果のインプリケーションについて理解することの方が重要であろう。結果が意味するところは、他の生産要素の影響を排除した上では、① IT 労働力の限界生産性はマイナスであるが、② IT 労働力の伸び率が高い企業は、労働生産性の成長率も高くなる、ということである。ここから解釈できるのは、IT 労働力が中小規模の企業において比較的活用されており、なおかつ、こうした企業のなかで IT 労働力を継続的に蓄積している企業の労働生産性成長率が高いということになるのではないだろうか<sup>11)</sup>。

たとえば、IT 労働力と付加価値の相関を計算すると、相関係数は 18.8% で有意な結果になっているが、付加価値と IT 労働力/労働力との相関係数は 4.2% であり、もはや統計的有意

性は見られない。つまり、労働力との相対的な比率としての IT 労働力を取り上げた場合、付加価値とは相関していないのである。

このことから示唆されるのは、中小規模の企業でも大企業と遜色なく IT 労働力が活用されており、IT 労働力の比率が高い場合には、労働生産性成長率も比較的高くなっているということではないだろうか。したがって、1990 年代後半においては、中小規模の企業において IT 労働力が活用され、それらの企業が比較的成長してきたと推測できるのである。

#### 4.2.3 IT 労働力の役割

では、なぜこの IT 労働力が労働生産性の向上に寄与しているのだろうか。この点について第 1 に指摘できるのは、既存の IT 投資が成果を生み出すためには、IT を使いこなすための補完的能力が重要であることを指摘することができるだろう。この点に関して、Nishimura *et. al* (2000) では、IT 資本と他の生産要素との要素代替性について産業レベルのデータを用いて実証分析を試みている。そこでは、IT 資本は生産労働に対して代替的な影響を及ぼしており、IT 供給セクターでもある電気機械産業では、非生産労働に対しても IT 資本は 1990 年代からは代替的なものになってきていることが報告されている。つまり、IT 資本は生産労働力のみならず、事務・管理部門に労働力に対しても代替的なものになっているのである。

IT 資本の限界生産性が高まれば、当然ながら生産・非生産にかかわらず労働力、特に低技能労働力については代替されていくものと推測される。しかしながら、IT を使いこなす高技能労働力や IT 労働力については IT 資本の限界生産性が高まれば高まるほど、その重要性は増していくように思われる。たとえば、櫻井 (2000) では、コンピュータ投資比率が非生産労働者の賃金シェア変化に大きな影響を与えていることが報告されている。つまり、コンピュータ投資は非生産労働者に対する需要をシフトさせており、それが賃金上昇につながっているのである。そこから IT スキル偏向的技術進歩の



なかでは、それを使いこなす人材の重要性が示唆されるだろう。本稿では、労働力という変数からITを現場で使いこなしている人材を区別していないが、厳密にはITを使いこなす労働力とIT労働力に、ITの補完的能力が蓄積されていると考えられるだろう<sup>12)</sup>。

たとえば、造船の際に必要なとされる「線状加熱」の例をあげてみよう。線状加熱とは、高熱を加えた鉄板が収縮する性質を利用して、船体曲面部に使用する厚板を自在に曲げる作業のことである。この線状加熱はきわめて高度な熟練作業であり、造船業界ではこの作業を一通り覚えるのに6年、熟練の域に到達するためには最低でも十数年かかるといわれている。この熟練を要する線状加熱をロボットによって代替させる試みが見られるようになった。たとえば、NKKの津製作所では、熟練作業者が自らのノウハウを数値データに置き換え、ロボットに輸入することによって線状加熱を自動化している。そこでは、この作業を担当していた熟練作業者がプログラマーと情報交換をしながら、自らのノウハウをルール化し、プログラム化していくことによって情報化・自動化が達成されていくことになったのである。つまり、熟練作業者のもつノウハウとそれをITとして活用するためのノウハウの2つが鍵になる。そして、こうしたノウハウは、その後も継続的にアルゴリズムの修正、改善を実施していく際には重要な役割を果たすことになる。

この点に関して、本稿のデータの対象期間でもある1990年代後半は、インターネットの普及による新たなITの展開が見られた時期であった。日本でも線状加熱に見られるような現場でのIT活用は、かなり以前から積極的に取り組まれてきており、具体的にはCAD、CAM、POSというかたちで導入されてきた。これらは各々、開発、生産、販売の各現場のコスト削減に役立てられてきたのである。その一方で、1980年代に見られたMIS(Management Information System)やSIS(Strategic Information System)といった大規模なIT投資は、各現場での情報を一元的に管理しようとしたものであ

るが、必ずしも成功してきたわけではなかった。1990年代後半のインターネットやパッケージソフトの普及は、こうした現場情報の統合をより低コストで行うことを可能にし、具体的にはERP(Enterprise Resource Planning)やSCM(Supply Chain Management)というかたちで各企業に浸透していった。

しかしながら、ERPやSCMは各社がこの時期に一斉に取り組み始めたこともあり、これらのIT投資自体が即、業績向上に直結したわけではない。またERPやSCMについては、各現場での情報やノウハウが重要であるばかりではなく、システム全体としての設計思想や技術が問われることになる。ここではITを現場で使いこなす人材以上に、IT労働力が重要な役割を果たすことになる。

それに加えて、1990年代後半に登場したCRM(Customer Relationship Management)やWeb上でのオンライン販売は、従来のコスト削減を目的としたものではなく、新しい顧客価値を提供しようとする試みである。つまり、インターネットによって顧客に新しい財やサービス、あるいは利便性を提供することで付加価値を高めようとする取り組みである。こうした取り組みは、従来の労働力のもつ熟練やノウハウを活用するというよりも、新しい視点からのシステム設計能力が求められる。そこではIT労働力のもつ能力がその経済的効果を大きく左右するものと考えられる。

このようなことから、本稿で取り上げたIT労働力は、1990年代後半では特にその重要性が高技能労働者以上に高まってきたものと考えられる。しかしながら、日本ではシステムエンジニアの絶対数はまだまだ不足しており、その能力も米国と比較すると必ずしも高い水準にあるとは言えないのではないだろうか。こうしたIT労働力の有無は、即、付加価値の大きさに反映されているわけではないが、労働生産性向上には貢献している。IT労働力は大企業に偏在しているのではなく、一部の中小規模の企業でも積極的に活用されているものと考えられる。そうした企業の労働生産性成長率は比較的高く

なっているものと考えられるのである。

#### 4.2.4 通信の影響と役割

IT 資本サービスのなかでも通信については IT 労働力と比較的類似した結果が得られた。その限界生産性は有意ではなかったが、労働生産性の成長率にはプラスの影響を及ぼしていることが確認された。これは、基本的には IT 労働力と同様の解釈が可能であろう。ただし、その限界生産性はマイナスで有意になっているわけではないので、通信サービスを多く活用しているのが中小規模の企業であるというわけではない。しかし、それは労働生産性の成長率に貢献しているのである。

この点については、上述のインターネット普及による新たな IT の展開が大きく影響しているものと考えられる。こうした流れをうまく活用している企業の成長率は高くなっているのである。したがって、IT 投資の経済的効果を評価する場合、ハードウェアやソフトウェアのみに着目するのではなく、通信サービスも決して見落としてはならないのである。

### 5. おわりに

このように本稿の実証分析から分かるのは、IT 投資の経済的効果はいまだ確認できないということである。IT 労働力に関しては、その限界生産性はマイナスであるものの、労働生産性の成長率にはプラスの影響を及ぼしていることが確認された。これは、中小規模の企業にも比較的 IT 労働力が活用されており、それらの企業の労働生産性成長率が高いということを意味しているものと推測された。1990 年代後半においては、こうした企業が IT 労働力を活用することで成長を牽引したとも考えられるのである。

一時期、ブームとなった IT 革命は生産関数上で検出されるほどの高い経済的効果をもたらしたわけではない。しかし、IT 革命の真の成果はこれから徐々に顕在化していくことが強く期待されるのである。

(投稿受付 2002 年 7 月 1 日・最終決定 2003 年 7 月 9 日、神戸大学大学院経営学研究科)

### 注

\* 本稿は、神戸大学大学院経営学研究科 21 世紀 COE プログラムで進められている研究の一部である。本稿のデータセット使用に際しては、経済産業省商務情報政策局情報政策課の方々のご理解、ご協力に多くを負っている。特に、前田泰宏総括班長には多大なるご尽力を賜わった。2 名の匿名レフェリーからのコメントは有益以上のものであり、初稿から大幅に改善することができた。ここに記して感謝申し上げたい。なお、本稿に記された意見やそこに含まれている間違いは、すべて筆者に帰するものである。

1) この現象は、Solow(1987)によって「コンピュータは日常のいたる所に氾濫している。ただし生産性の統計数値を除いて」(we see the computers everywhere but in the productivity statistics)と簡潔に要約されている。

2) Oliner and Sichel(2000)では、アウトプット成長率へのコンピュータ・ハードウェアの貢献度は 0.63%と報告されている。Jorgenson and Stiroh(2000)では、この値は 0.49%である。

3) Miyagawa *et. al*(2002)では、IT 資本深化の寄与を Intra-sectoral capital deepening, Efficiency effects of capital deepening に分けて算出されている。ここでは、この両者を合計した IT 資本深化の寄与度を報告している。

4) ここで期間が限定されているのは、1995 年以前のデータでは、調査対象企業が各年調査で対応しておらず、パネルデータを構成することができないからである。1996 年以降であれば、同一の企業を 1999 年まで追跡することが可能になっている。

5) この関係式については、たとえば、Christensen and Jorgenson(1970)を参照せよ。

6) 以下の実証分析では、 $r$ としては各年における 10 年物長期国債の平均利回りを使用し、IT 資本の償却率については、Lau and Tokutsu(1992)にしたがい  $\mu=0.2$ を採用した。

7) ただし、平成 13 年 4 月 1 日以降は、パソコン(サーバー用除く)は 4 年、その他は 5 年に変更されている。なお、この二重計算を避けるための措置は初年のみならず毎年実施している。

8) 超過リターンの算出方法は、Lichtenberg(1995)を参照のこと。IT 資本については  $-0.015$ 、IT 労働力については  $-0.466$  の超過リターンの値が算出された。前者については有意性は認められなかったが、後者は 1% 基準で有意であった。

9) ここでは AR1 のパネル推計も試みたが、結果は iid を仮定したパネル推計とほとんど同じであった。成長会計モデルでは、一階の階差を取っているため、AR1 の影響はある程度まで回避されていると考えられる。このような結果から、表 4 では AR1 の推計結果は省略している。

10) ただし、後述するように、IT 資本と一般資本、生産労働、非生産労働との間の代替関係を実証した研究としては、Nishimura *et. al*(2001)がある。そこでは、トランス・ログ型可変費用関数をベースとして要素代替性の検討が試みられている。

11) ここでいう中小規模とはあくまでも相対的な

ものであり、中小企業基本法で定義された中小企業に該当するものではない。

12) この点に関し、ここで指摘した先行研究においては、IT労働力についても識別されていない。Nishimura *et. al* (2001)では、生産労働と非生産労働という分け方になっている。櫻井(2000)では、コンピュータ導入と技術者雇用の相関関係においては、「専門的・技術的職業従事者」という変数が用いられているが、コンピュータ投資と賃金シェアとの関係に関する実証部分では、非生産労働者の賃金シェアの変化が使用されている。

### 参 考 文 献

- 伊藤由樹子(2001)「IT革新と日本経済の活性化」『IT革命のミクロとマクロ』富士通総研経済研究所。
- 経済企画庁調査局(1997)「ニュー・エコノミー論についての一考察——生産性は上昇しているか——」『経済月報』平成9年9月, pp. 53-65。
- 紺屋典子・若杉啓明(1980)「資本収益率とトービンの“*q*”」『計測室テクニカルペーパー』, 日本証券経済研究所, No. 52, pp. 5-82。
- 松平 Jordan(1998)「日本企業におけるIT投資の生産性」『FRI研究レポート』, No. 37。
- 元橋一之(2002)「日本経済の情報化と生産性に関する米国との比較分析」『RIETI Discussion Paper Series』, 02-J-018。
- 日本経済研究センター(2000)『日本経済の再出発 II—IT革命の衝撃とその評価』, 日本経済研究センター。
- 櫻井宏二郎(2000)「偏向的技術進歩と雇用——日本の製造業のケース——」吉川洋・大瀧雅之編『循環と成長のマクロ経済学』東京大学出版会。
- 篠崎彰彦(1999)『情報革命の構図』東洋経済新報社。
- 得津一郎・萩原泰治(1992)「企業別粗資本ストックの推計」森昭夫編『経営財務と会計の諸問題』, 神戸大学経済経営研究所, pp. 37-65。
- (株)研究ネットワーク編(2002)『ブロードバンド・コンテンツのプラットフォームと制作プロセスに関する研究』平成14年度(財)企業活力研究所委託研究報告書。
- Berndt, E., C. Morrison, et al. (1992) “High-Tech Capital Formation and Labor Composition in U. S. Manufacturing Industries: An Exploratory Analysis,” *NBER Working Paper*, No. 4010.
- Brynjolfsson, E. and L. Hitt (1995) “Information Technology as a Factor of Production: The Role of Differences among Firms.” *Economics of Innovation and New Technology* 3: 183-200.
- Brynjolfsson, E. and L. Hitt (1996) “Paradox Lost? Firm-level Evidence on the Returns to Information Systems Spending.” *Management Science*, Vol. 42, No. 4, pp. 541-558.
- Christensen, L. R. and D. W. Jorgenson (1970) “The Measurement of U. S. Real Capital Input, 1929-1967,” *The Review of Income and Wealth*, Vol. 16, Issue 4, pp. 293-320.
- David, P. A. (1990) “The Dynamo and the Computer: An Historical Perspective on the Modern Productivity Paradox,” *American Economic Review*, Vol. 80, No. 2, pp. 355-361.
- Griliches, Z. (1994) “Productivity, R & D and the Data Constraint,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 1, pp. 1-23.
- Hsiao, C. (1986) *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- Jorgenson, D. E. and K. J. Stiroh (2000) “Raising the Speed Limit: U. S. Economic Growth in the Information Age,” *Brookings Papers on Economic Activity*, I: pp. 125-235.
- Kiley, M. T. (1999) “Computers and Growth with Costs of Adjustment: Will the Future Look Like the Past?” Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series Paper 1999-36 (July).
- Lau, L. J. and I. Tokutsu (1992) “The Impact of Computer Technology on the Aggregate Productivity of the United States: An Indirect Approach,” mimeo.
- Lichtenberg, F. R. (1995) “The Output Contribution of Computer Equipment and Personnel: A Firm-level Analysis,” *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 3, No. 3-4, pp. 201-217.
- Loveman, G. (1994) “An Assessment of the Productivity Impact of Information Technologies,” *Information Technology and the Corporation of the 1990s*. T. J. Allen and M. S. S. Morton. Cambridge, MA, MIT Press: pp. 84-110.
- Matsudaira, J. (2000) “Information Technology, Performance and Productivity,” *Fujitsu Research Institute Discussion Paper* No. 2000-01.
- Miyagawa, T., Ito Y., and Harada N. (2002) “Does the IT Revolution Contribute to Japanese Economic Growth?” *JCER Discussion Paper* No. 75.
- Morrison, C. and E. Berndt (1991) “Assessing the Productivity of Information Technology Equipment in U. S. Manufacturing Industries,” NBER Working Paper Series No. W3582.
- Morrison, C. (1997) “Assessing the Productivity of Information Technology Equipment in US Manufacturing Industries,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 3, pp. 471-481.
- Nishimura K. *et. al* (2002) “Effects of Information Technology and Aging Work Force on Labor Demand and Technological Progress in Japanese Industries: 1980-1998,” Center for International Research on the Japanese Economy (University of Tokyo) CIRJE-F-145, January.
- Oliner, S. D. and D. E. Sichel (2000) “The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?” *Journal of Economic Perspectives*, Vo. 14, No. 1, pp. 3-22.
- Solow, R. M. (1987) “We’d Better Watch Out,” *New York Times Book Review*, July 12, p. 36.